

Revue de psychoéducation

Validation de la version française canadienne du Perception of Prevalence of Aggression Scale auprès d'un échantillon d'intervenants en protection de la jeunesse1

Steve Geoffrion, Charles-Édouard Giguère, Mélissa Fortin, Christophe Fortin et Stéphane Guay

Volume 46, numéro 1, 2017

URI : id.erudit.org/iderudit/1039685ar

DOI : [10.7202/1039685ar](https://doi.org/10.7202/1039685ar)

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

Revue de Psychoéducation

ISSN 1713-1782 (imprimé)
2371-6053 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Citer cet article

Geoffrion, S., Giguère, C., Fortin, M., Fortin, C. & Guay, S. (2017). Validation de la version française canadienne du Perception of Prevalence of Aggression Scale auprès d'un échantillon d'intervenants en protection de la jeunesse1. *Revue de psychoéducation*, 46(1), 145–174. doi:10.7202/1039685ar

Tous droits réservés © La Corporation de la Revue Canadienne de Psycho-Éducation, 2017

Résumé de l'article

Objectif. L'objectif de cette étude est d'évaluer la validité de construit de la version française de l'échelle Perception Of Prevalence of Aggression Scale (POPAS), un questionnaire auto-rapporté mesurant l'exposition à la violence au travail commise par la clientèle du milieu de la santé et des services sociaux. **Méthode.** Un échantillon de 310 intervenants en protection de la jeunesse est utilisé afin de confirmer la structure interne à quatre facteurs de l'instrument. À défaut de confirmer cette structure, un modèle d'équation structurelle exploratoire est utilisé. Les facteurs retenus sont soumis aux tests d'alpha de Cronbach qui permettent d'évaluer leur cohérence interne. Ils sont corrélés avec la version française du Posttraumatic Stress Disorder Checklist Scale (PCLS) et du nombre de jours d'absence du travail causé par la violence afin d'évaluer la validité convergente. Il sont également corrélés avec le Felt Accountability (FA) afin d'évaluer la validité divergente. Des analyses de comparaison en fonction du lieu de travail permettent d'explorer la validité de critère.

Résultats. L'analyse factorielle confirmatoire ne confirme pas la structure à quatre facteurs du POPAS. L'équation structurelle exploratoire valide une structure à trois facteurs : « violence verbale », « violence physique » et « violence envers soi-même ». Les deux premiers possèdent une bonne cohérence interne. Les corrélations positives entre ces deux facteurs et le PCLS, ainsi qu'entre ces deux facteurs et le nombre de jours d'absence appuient la validité convergente du POPAS. Toutefois, l'absence de corrélation significative entre le dernier facteur et le PCLS, et entre ce facteur et le nombre de jour d'absence n'appuient pas cette convergence. L'absence de corrélation des facteurs avec le FA appuie la validité divergente du POPAS. Les différences observées selon les environnements de travail attestent aussi de la validité de critère.

Discussion. La validité de construit de la version française canadienne du POPAS suggère que l'outil permet d'évaluer la fréquence subjective de différentes formes de violence au travail vécues par les intervenants en protection de la jeunesse. Il offre ainsi une alternative aux données officielles (c. à d. déclaration d'incidents à l'employeur) qui reflètent peu la réalité de ces travailleurs compte tenu de la sous-déclaration des incidents de violence dans ce milieu.

Ce document est protégé par la loi sur le droit d'auteur. L'utilisation des services d'Érudit (y compris la reproduction) est assujettie à sa politique d'utilisation que vous pouvez consulter en ligne. <https://apropos.erudit.org/fr/usagers/politique-dutilisation/>

Cet article est diffusé et préservé par Érudit.

érudit

Érudit est un consortium interuniversitaire sans but lucratif composé de l'Université de Montréal, l'Université Laval et l'Université du Québec à Montréal. Il a pour mission la promotion et la valorisation de la recherche. www.erudit.org

Mesure et évaluation

Validation de la version française canadienne du *Perception of Prevalence of Aggression Scale* auprès d'un échantillon d'intervenants en protection de la jeunesse¹

Validation of the French Canadian version of the *Perception of Prevalence of Aggression Scale (POPAS)* within a sample of youth protection workers

S. Geoffrion²
C.-É. Giguère³
M. Fortin⁴
C. Fortin³
S. Guay³

² École de psychoéducation,
Université de Montréal
³ Centre de recherche de
l'Institut Universitaire en
santé mentale de Montréal
⁴ École de Criminologie,
Université de Montréal

Remerciements

Nous voudrions remercier les travailleurs qui ont participé à l'étude ainsi que les administrateurs et le personnel du Centre jeunesse de la Montérégie qui ont rendu possible cette étude. Nous voudrions également remercier Jane Goncalves pour sa précieuse édition du manuscrit.

Résumé

Objectif. L'objectif de cette étude est d'évaluer la validité de construit de la version française de l'échelle *Perception Of Prevalence of Aggression Scale (POPAS)*, un questionnaire auto-rapporté mesurant l'exposition à la violence au travail commise par la clientèle du milieu de la santé et des services sociaux. **Méthode.** Un échantillon de 310 intervenants en protection de la jeunesse est utilisé afin de confirmer la structure interne à quatre facteurs de l'instrument. À défaut de confirmer cette structure, un modèle d'équation structurelle exploratoire est utilisé. Les facteurs retenus sont soumis aux tests d'alpha de Cronbach qui permettent d'évaluer leur cohérence interne. Ils sont corrélés avec la version française du *Posttraumatic Stress Disorder Checklist Scale (PCLS)* et du nombre de jours d'absence du travail causé par la violence afin d'évaluer la validité convergente. Il sont également corrélés avec le *Felt Accountability (FA)* afin d'évaluer la validité divergente. Des analyses de comparaison en fonction du lieu de travail permettent d'explorer la validité de critère. **Résultats.** L'analyse factorielle confirmatoire ne confirme pas la structure à quatre facteurs du POPAS. L'équation structurelle exploratoire valide une structure à trois facteurs : « violence verbale », « violence physique » et « violence envers soi-même ». Les deux premiers possèdent une bonne cohérence interne. Les corrélations positives entre ces deux facteurs et le PCLS, ainsi qu'entre ces deux facteurs et le nombre de jours d'absence appuient la validité convergente du POPAS. Toutefois,

Correspondance :

Steve Geoffrion
École de psychoéducation,
Université de Montréal
C.P. 6128 succursale Centre-Ville
Montréal (Québec) H3C 3J7
s.geoffrion@umontreal.ca

1. Cette étude a été soutenue par l'octroi de bourses d'études décernées au premier auteur par les Fonds de la Recherche du Québec - Société et culture (FRQSC), l'Institut de recherche Robert-Sauvé en santé et sécurité au travail (IRSST), le Centre International de Criminologie Comparée (CICC) et la fondation de l'Institut Universitaire en santé mentale de Montréal ainsi que par la subvention d'équipe des Instituts de recherche sur la santé du Canada (TVG251591) décernée à l'équipe de recherche VISAGE (violence au travail selon le sexe et le genre).

l'absence de corrélation significative entre le dernier facteur et le PCLS, et entre ce facteur et le nombre de jour d'absence n'appuient pas cette convergence. L'absence de corrélation des facteurs avec le FA appuie la validité divergente du POPAS. Les différences observées selon les environnements de travail attestent aussi de la validité de critère. Discussion. La validité de construit de la version française canadienne du POPAS suggère que l'outil permet d'évaluer la fréquence subjective de différentes formes de violence au travail vécues par les intervenants en protection de la jeunesse. Il offre ainsi une alternative aux données officielles (c.-à-d. déclaration d'incidents à l'employeur) qui reflètent peu la réalité de ces travailleurs compte tenu de la sous-déclaration des incidents de violence dans ce milieu.

Mots-clés : POPAS, violence au travail de type II, validité de construit, propriétés psychométriques, intervenants en protection de la jeunesse.

Abstract

Objective. The objective of this study is to evaluate the construct validity of the French Canadian version of the Perception Of Prevalence of Aggression Scale (POPAS), a self-report questionnaire measuring exposure to workplace violence committed by clients in the health and social services sector. **Method.** A sample of 310 youth protection workers is utilized to confirm the four-factor internal structure of the instrument. If this structure is not confirmed, an exploratory structural equation model is used. The selected factors undergo Cronbach alpha tests that assess their internal consistency. They are correlated with the French version of the Posttraumatic Stress Disorder Checklist Scale (PCLS) and the number of absentee days caused by violence in order to measure convergent validity. There are also correlated with the Felt Accountability (FA) scale to assess divergent validity. Comparison analyses according to work environments assess criterion validity. **Results.** The confirmatory factor analysis does not corroborate the four-factor structure of the POPAS. The exploratory structural equation model validates a three-factor structure: "verbal violence", "physical violence" and "violence against oneself". The first two possess good internal consistency. The positive correlations between these two factors and the PCLS, as well as between these two factors and the number of absentee days, support the convergent validity of POPAS. However, the absence of a significant correlation between the last factor and the PCLS, as well as between this factor and the number of absentee days, does not support convergence. The lack of correlation between the factors and the FA supports the divergent validity of the POPAS. The differences observed as they relate to work environments also attest to criterion validity. **Discussion.** The construct validity of the French Canadian version of the POPAS suggests that this instrument allows for an evaluation of the subjective frequency of different forms of workplace violence experienced by youth protection workers. It therefore represents an alternative to the use of official data (i.e. incident reports made to the employer), which poorly reflect the reality of these workers given the underreporting of violent incidents in this sector.

Keywords: POPAS, type II workplace violence, construct validity, psychometric properties, youth protection workers.

Selon la *Commission des normes, de l'équité, de la Santé et de la Sécurité du Travail du Québec* (CNESST, 2016), les travailleurs du milieu de la santé et des services sociaux sont les plus affectés par la violence au travail au Québec. En 2014, 37,3 % des réclamations pour ce type de lésions provenaient du milieu de la santé et des services sociaux. Plusieurs études ont corroboré l'importance de ce phénomène en illustrant la forte prévalence de la violence vécue par les intervenants de ce milieu, et ce, à l'échelle internationale (Isaksson, Åström et Graneheim, 2008; Nachreiner, Gerberich, Ryan et McGovern, 2007). Parmi ces travailleurs, les intervenants en protection de la jeunesse sont particulièrement à risque d'être exposés à des actes de violence en milieu de travail (Littlechild, 2005a, 2005b; Littlechild et al., 2016; Ringstad, 2009). En effet, les caractéristiques uniques de leur travail (p. ex. contexte d'intervention non volontaire, application de lois) et leur mission d'aide vis-à-vis d'une clientèle composée de jeunes et de familles en difficulté, les prédisposent à un risque élevé d'exposition à la violence (Dale, Baker, Anastasio et Purcell, 2006; Shin, 2011). Geoffrion et Ouellet (2013), qui ont mené une étude auprès de 586 éducateurs oeuvrant dans les centres de réadaptation pour jeunes en difficulté du Québec, ont en effet montré que 53,9 % de ces intervenants avaient été victimes d'au moins un incident de violence physique sur une période d'un an. Les intervenants en relation d'aide sont donc particulièrement à risque d'être victimes de violence au travail de type II (Leblanc et Kelloway, 2002) qui se produit lorsqu'un client ou un patient manifeste un comportement agressif alors qu'il reçoit un service de la part d'un intervenant (Merchant et Lundell, 2001).

La violence au travail peut entraîner plusieurs conséquences négatives : état de stress post-traumatique (ÉSPT), épuisement professionnel, perte d'empathie, absentéisme, arrêt de travail et roulement du personnel (Aquino et Thau, 2009; Lanctôt et Guay, 2014; Littlechild et al., 2016; Pich, Hazelton, Sundin, et Kable, 2011; Piquero, Piquero, Craig et Clipper, 2013). Au plan individuel, l'ÉSPT s'avère être la conséquence psychologique la plus commune (Lanctôt et Guay, 2014). L'évaluation de la prévalence de ce phénomène devient essentielle, car le développement et le déploiement de stratégies de prévention et de soutien aux victimes sont tributaires d'une mesure plus adaptée (ou sensible) de la violence en milieu de travail (Dyrkacz, Mak et Heck, 2012; Macdonald et Sirotich, 2001).

Nonobstant la présence de violence dans les milieux de la santé et des services sociaux, ces intervenants rapportent peu leur exposition à la violence au travail (Arnetz et al., 2015). En effet, ceux-ci ont tendance à banaliser les incidents de violence en normalisant l'événement (p. ex. « Ça fait partie de l'emploi ») ou en s'abstenant d'en parler par crainte d'être stigmatisés comme incompetents par leurs collègues ou leurs superviseurs (Dyrkacz et al., 2012; Geoffrion, Lanctôt, Marchand, Boyer et Guay, 2015). Cette banalisation engendre alors une sous-déclaration de la violence qui affecte la capacité des organisations à répondre adéquatement au problème, laissant ainsi les travailleurs à risque d'être victimisés à nouveau (Dyrkacz et al., 2012; Hutchings, Lundrigan, Mathews, Lynch et Goosney, 2011; Pawlin, 2008; Taylor et Rew, 2011). Afin d'améliorer l'évaluation de la violence vécue par les intervenants en protection de la jeunesse, la présente étude vise à démontrer la validité de construit d'un instrument de mesures auto-rapportées conçu pour apprécier l'exposition à la violence au travail : l'échelle *Perception of Prevalence of Aggression Scale* (POPAS; Oud, 2001). La validité de construit est

envisagée dans la présente étude comme une forme unifiée de validité nécessitant l'intégration des différentes sources d'information complémentaires (Hubley et Zumbo, 2013; Messick, 1989; Messick, 1995). De ce fait, la structure factorielle, la cohérence interne, la validité convergente, la validité divergente et la validité de critère du POPAS ont été évaluées.

La recherche sur le phénomène de la violence au travail et ses mesures

Plusieurs études ont tenté de documenter l'étendue du phénomène de la violence au travail dans les milieux de la santé et des services sociaux, mais les pourcentages obtenus varient fortement d'une étude à l'autre (Jayaratne, Croxton et Mattison, 2004; Koritsas, Coles et Boyle, 2010; Piquero et al., 2013; Ringstad, 2005; Shin, 2011). Par exemple, Shin (2011) estime que la prévalence varie entre 25 % et 97 % au sein des travailleurs sociaux. Or, pour mesurer l'exposition à la violence au travail de type II, ces études utilisent des instruments de mesures différents (Bowers, 1999). Les distinctions principales concernent la définition de la violence et l'opérationnalisation du concept (p. ex. : variance dans les types d'agressions mesurées, variance dans la provenance de la violence mesurée (clientèle, collègue, supérieur); Barling et al., 2009) et la période de temps à laquelle les répondants doivent se référer pour évaluer la fréquence des agressions au travail (Nijman et al., 1999). Ce manque de consensus nuit à l'évaluation de l'étendue du problème et à la comparaison des études entre elles (Barling, Dupré et Kelloway, 2009; Koritsas et al., 2010; Littlechild, 2005). Ainsi, il demeure problématique de mesurer l'ampleur réelle de ce phénomène et de se fier aux pourcentages rapportés dans ces diverses études sur la violence au travail.

Le POPAS

Le POPAS est un questionnaire conçu pour les travailleurs du milieu de la santé et des services sociaux (voir Annexe 1). L'objectif de cet instrument est de mesurer la fréquence d'exposition à des comportements agressifs de patients perçue par le travailleur du milieu de la santé et des services sociaux au cours des 12 derniers mois (Nijman, Bowers, Oud et Jansen, 2005). Cet instrument mesure autant la violence directe qu'indirecte (c.-à-d. être exposé à un acte de violence dans le cadre de son travail sans être la cible directe de cet acte). Ce spectre correspond à la définition de la violence au travail dans le secteur de la santé de l'*Organisation internationale du travail* (OIT) : « Toute action, tout incident ou tout comportement qui s'écarte d'une attitude raisonnable par lesquels une personne est attaquée, menacée, lésée ou blessée, dans le cadre ou du fait direct de son travail. » (OIT, 2002, p. 4). L'outil mesure 15 types d'expositions à la violence au travail de type II, soit : 1) la violence verbale indirecte, 2) la menace verbale, 3) les comportements d'humiliation, 4) les comportements de provocation, 5) les comportements passifs-agressifs, 6) l'intimidation physique, 7) la violence sur le matériel, 8) la violence physique sans blessure réelle ou causant des blessures mineures, 9) la violence physique causant des blessures graves, 10) l'automutilation causant des blessures mineures, 11) l'automutilation causant des blessures graves, 12) la tentative de suicide, 13) le suicide, 14) le harcèlement sexuel et 15) l'agression sexuelle. Pour chacun de ces types de violence, les répondants doivent inscrire sur une échelle de type Likert à cinq points (« *jamais* », « *occasionnellement* », « *parfois* », « *souvent* »,

« *fréquemment* ») la fréquence perçue de leur propre exposition dans les douze derniers mois. Ils doivent aussi estimer la moyenne mensuelle de cette exposition. De plus, toutes les formes de violences sont accompagnées d'une définition. Par exemple l'intimidation physique est définie comme : « *client vous fixant en serrant les poings, vous bloquant le chemin, adoptant une posture défiante, vous coinçant dans un endroit sans issue, le tout sans contact physique et perçu comme une menace à votre intégrité physique* » (voir Annexe 1). Un 16^e item recense le nombre de journées d'absence au travail causé par l'exposition à la violence.

Arnetz et al. (2015) ont comparé la capacité d'un instrument auto-rapporté à celle des données officielles (c.-à-d. déclaration d'incidents à l'employeur) des hôpitaux américains à mesurer la prévalence de la violence au travail dans le milieu de la santé et des services sociaux. Sur 2010 participants, 45 % avaient été victimes de violence au travail selon l'instrument auto-rapporté contre 12 % selon les données officielles des hôpitaux. Ces auteurs soutiennent ainsi qu'une mesure auto-rapportée de la violence au travail aiderait davantage les organisations qui développent et déploient des stratégies de prévention et de soutien en fonction des déclarations d'incidents. La mesure auto-rapportée, offrant un portrait plus juste de l'ampleur du phénomène, permettrait ainsi de moduler proportionnellement les efforts organisationnels pour contrer la violence au travail et soutenir les victimes.

À l'origine, le POPAS a été conçu et utilisé dans le but d'obtenir un portrait de la violence au travail vécue par les intervenants des services hospitaliers psychiatriques. La population principale de travailleurs sondés se composait d'infirmiers provenant d'établissements de santé mentale au Nigéria, en Irlande, en Allemagne et en Angleterre (James, Isa et Oud, 2011; Jonker, Goossens, Steenhuis et Oud, 2008; Maguire et Ryan, 2007; Nau, Dassen, Halfens et Needham, 2007; Nijman et al., 2005; Ryan et Maguire, 2006). Par la suite, deux études en Nouvelle-Zélande et en Australie ont utilisé le POPAS, respectivement auprès de travailleurs communautaires (Gale et al., 2009) et de proches aidants (Loughland et al., 2009). Toutes ces études ont utilisé la version anglaise du questionnaire, hormis celle de Gale et al. (2009) qui ont traduit le POPAS en néo-zélandais. Bien que cet instrument de mesure ait présenté une bonne cohérence interne dans ces études, ses propriétés psychométriques n'ont jamais été étudiées.

Les propriétés psychométriques. Deux études ont examiné la dimensionnalité de l'instrument à l'aide d'analyses en composante principale (Gale et al., 2009; Loughland et al., 2009). Dans leur étude menée auprès de 106 proches aidants de personnes atteintes de psychose, Loughland et al. (2009) ont trouvé quatre facteurs (« violence verbale », « violence physique », « violence envers soi-même » et « violence sexuelle ») expliquant 66,8 % de la variance totale du construit mesuré. Le facteur « violence verbale » était composé de la violence verbale indirecte, la menace verbale, l'humiliation, la provocation et les comportements passifs-agressifs. Le facteur « violence physique » regroupait l'intimidation physique, la violence sur le matériel, la violence physique sans blessure ou causant des blessures mineures et la violence physique causant des blessures graves. Le facteur « violence envers soi-même » comprenait l'automutilation causant des blessures mineures, l'automutilation causant des blessures graves, la tentative de

suicide et le suicide. Le facteur « violence sexuelle » comprenait le harcèlement sexuel et l'agression sexuelle.

Contrairement à Loughland et al. (2009), Gale et al. (2009) n'ont pas obtenu de structure factorielle au-delà d'une composante dans leur étude auprès de travailleurs communautaires néozélandais soutenant des personnes handicapées. Conséquemment, ces auteurs soutiennent l'unidimensionnalité du POPAS et proposent d'utiliser la somme des pointages obtenus aux items de Likert afin de mesurer la perception de la prévalence de la violence vécue par les travailleurs. Toutefois, la version du POPAS utilisée par Gale et al. (2009) ne correspond pas à la version originale de Oud (2001). Les comportements de provocation, les comportements passif-agressif, les deux types d'automutilation, les tentatives de suicide et le suicide n'ont pas été intégrés dans la version de Gale et al. (2009). Ces auteurs ont également ajouté deux nouveaux items, soit la traque et le harcèlement dû à l'accusation juridique. Même s'ils affirment que leur échelle totale possède une bonne cohérence interne ($\alpha = 0.91$), ils ne donnent aucune information sur l'analyse en composante principale qui soutient l'unidimensionnalité de leur version du POPAS. Pour ces différentes raisons, nous ne pouvons conclure à l'unidimensionnalité du POPAS. Actuellement, seule l'étude de Loughland et al. (2009) a examiné la structure factorielle de l'instrument.

Concernant sa cohérence interne (c.-à-d. sa fidélité), le POPAS est reconnu comme un instrument fidèle. Les études qui l'ont utilisé ont obtenu des alphas de Cronbach allant de 0,70 à 0,90 (Brown, Loh, et Marsh, 2012; Gale et al., 2009; James et al., 2011; Jonker et al., 2008; Nijman et al., 2005). Selon George et Mallery (2003), ces coefficients indiquent une cohérence interne allant d'acceptable ($\alpha = 0.70$) à excellente ($\alpha = 0.90$).

Objectifs

Bien qu'utilisé dans plusieurs études, le POPAS soulève encore d'importants questionnements, puisqu'aucune étude n'a confirmé la validité de construit de l'outil. Conséquemment, l'objectif de la présente étude est de tester la validité de construit de l'instrument. Partant du modèle à quatre facteurs de Loughland et al. (2009), des analyses factorielles seront effectuées afin de confirmer ou non cette structure factorielle. La cohérence interne de ces facteurs sera évaluée à l'aide d'alphas de Cronbach (Cronbach, 1951). La validité convergente du POPAS sera examinée à l'aide d'une mesure de l'ÉSPT puisque plusieurs études ont démontré des fortes relations entre l'exposition à la violence au travail et ce trouble psychologique (Lancôt et Guay, 2014). La validité convergente sera appréciée à l'aide du nombre de jours d'absence du travail faisant suite à l'exposition à la violence, en accord avec la littérature montrant le lien positif entre la violence au travail et l'absentéisme (Lancôt et Guay, 2014). La validité divergente sera vérifiée à l'aide de corrélations avec une mesure du sentiment d'imputabilité, puisqu'à notre connaissance, aucune étude ne témoigne d'un lien entre ces deux construits. La validité de critère sera évaluée à l'aide d'une comparaison aux scores du POPAS en fonction du milieu de travail. En effet, dans leur étude britannique, Harris et Leather (2011) ont trouvé que le personnel soignant œuvrant en milieu institutionnel était davantage exposé à la violence de type II que le personnel soignant à domicile.

La terminologie utilisée dans cette étude pour les termes référant aux propriétés psychométriques est basée sur l'*APA Handbook of Testing and Assessment in Psychology* (Geisinger et al., 2013). La structure interne réfère donc à la structure factorielle de l'instrument tandis que la cohérence interne, à sa fidélité. La validité convergente fait appel à l'examen de la relation entre l'instrument à l'étude et un autre instrument mesurant un construit associé. La validité divergente renvoie à l'absence de corrélation entre l'instrument à l'étude et un autre instrument mesurant un construit différent. La validité de critère suppose que la présence d'un critère extérieur (p. ex. le sexe du participant, son milieu de travail) influence le résultat à la mesure.

Méthode

Participants

L'échantillon de la présente étude est constitué de 310 intervenants provenant des installations Centre Jeunesse du Centre Intégré de Santé et Services Sociaux Montérégie-Est. Tous les participants sont des francophones résidant au Canada et maîtrisant la langue française (critère d'embauche). Parmi ceux-ci, 46,5 % travaillent comme éducateurs en internat (c.-à-d. dans un centre de réadaptation), 10,0 % sont des éducateurs travaillant dans le milieu naturel des jeunes et des familles en difficulté (p. ex. à la résidence familiale), et 43,5 % sont des agents de relations humaines.

Recrutement et procédure d'échantillonnage

La présente étude est issue d'un projet de recherche visant à évaluer l'impact de la violence au travail sur les intervenants du Centre jeunesse. Ce projet a reçu l'approbation éthique de l'Université de Montréal et du Centre jeunesse de Québec-Institut Universitaire en novembre 2013. Un échantillonnage aléatoire stratifié en fonction du sexe de l'intervenant avait été effectué afin d'atteindre cet objectif. Les participants n'ayant pas eu de contacts avec la clientèle dans l'année précédant la complétion du questionnaire ainsi que les participantes en congé de maternité ont été exclus de l'échantillon.

Une liste complète des employés du Centre jeunesse de la Montérégie, incluant ceux en congé de maladie, a été fournie aux chercheurs. De cette liste, les employés sélectionnés étaient invités à participer à l'étude par l'intermédiaire d'un courriel de l'équipe de recherche. Dans ce courriel, les participants potentiels étaient informés du but de l'étude ainsi que de la confidentialité de leurs réponses. De plus, il était mentionné que le Centre jeunesse de la Montérégie leur octroierait une heure de travail afin qu'ils remplissent le questionnaire. S'ils acceptaient, les participants devaient retourner leur formulaire de consentement à l'équipe de recherche et recevaient par l'intermédiaire d'un courriel un numéro d'identification personnel qui leur donnait accès au questionnaire en ligne. Le questionnaire en ligne (*Survey Monkey*) a été configuré de telle sorte que les réponses étaient obligatoires. Conséquemment, l'ensemble des questionnaires ne présentait aucune donnée manquante.

La collecte de données s'est déroulée de novembre 2013 à juillet 2014. Le taux de réponse est de 40,9 %. Cet échantillon est représentatif de la population d'intervenants du Centre jeunesse de la Montérégie avec une marge d'erreur de 4,9 % (19 fois sur 20). La représentativité de l'échantillon par rapport à la population à l'étude est acceptable. À l'aide des bases de données des ressources humaines de cet établissement, des analyses post-hoc ont été effectuées afin de comparer les répondants et les non-répondants sur la base de leur âge, leur sexe, leur ancienneté et leur fonction (c.-à-d. éducateur à l'interne, éducateur en milieu naturel et agent de relations humaines). Aucune différence statistiquement significative n'a été trouvée.

Mesures

POPAS. Le POPAS (Oud, 2001) comporte un total de 16 items. Pour les 15 premiers items, les répondants doivent évaluer la fréquence de leur exposition à des comportements de violence au travail de type II au cours des douze derniers mois, et ce, à l'aide d'une échelle de Likert en cinq points (1 = « *jamais* », 2 = « *occasionnellement* », 3 = « *parfois* », 4 = « *souvent* », 5 = « *fréquemment* »). Ensuite, ils doivent estimer le nombre de fois qu'ils ont expérimenté chaque type d'agressions au cours de l'année évaluée. Pour les besoins de l'étude, ces fréquences estimées furent exclues des évaluations de la validité de construit puisque les analyses de celles-ci révélèrent des distributions anormales comportant de nombreuses valeurs aberrantes. De plus, la qualité de la fréquence estimée en terme d'occurrence exacte de 15 types d'agressions sur une période de douze mois est affectée par le biais de rappel (Maguire & Ryan, 2007). Le 16e item recense le nombre de journées d'absence au travail causé par l'exposition à la violence. Cet item fut utilisé pour évaluer la validité convergente du POPAS.

Pour les besoins de l'étude, le POPAS a d'abord été traduit en français par l'équipe de recherche, puis révisé par une linguiste professionnelle spécialisée en recherche psychosociale. Par la suite, le questionnaire a été retraduit en anglais par un second linguiste professionnel dont la langue maternelle est l'anglais pour s'assurer de la conformité avec l'instrument original. Finalement, un troisième linguiste professionnel, également spécialisé en recherche psychosociale, a révisé la traduction française suivant les procédures recommandées par Brislin (1980).

Posttraumatic Stress Disorder Checklist Scale (PCLS). La version française du PCLS (Ventureyra et al., 2001) a été utilisée afin d'examiner la validité convergente du POPAS. Le PCLS est une mesure auto-rapportée des symptômes de stress post-traumatique basée sur les critères du DSM-IV-TR (Weathers, Litz, Herman, Huska et Keane, 1993). Les répondants doivent indiquer sur une échelle de Likert allant de 1 (« pas du tout ») à 5 (« extrêmement ») à quel point ils ont été incommodés au cours des 30 derniers jours par 17 symptômes associés à un ÉSPT (p. ex. « Être perturbé(e) par des rêves récurrents en relation avec l'événement traumatisant vécu »). Le PCLS a démontré une bonne validité diagnostique ainsi que de bonnes propriétés psychométriques (Blanchard, Jones-Alexander, Buckley et Forneris, 1996; Forbes, Creamer et Biddle, 2001; Ruggiero, Del Ben, Scotti et Rabalais, 2003; Weathers et al., 1993). L'instrument présente une bonne cohérence interne dans la présente étude ($\alpha = 0.90$). Tel que prescrit par les auteurs de l'outil, le score global du PCL est utilisé.

Felt accountability (FA). Le FA a été utilisé pour évaluer la validité divergente du POPAS. Le FA est une mesure auto-rapportée développée par Hochwarter, Kacmar et Ferris (2003). Cette échelle de huit items de type Likert utilise un format de réponse en sept points allant de (1) totalement en désaccord à (7) totalement en accord afin de mesurer le sentiment d'imputabilité (p. ex. « Je dois souvent expliquer pourquoi je fais certaines choses au travail »). Un des items n'a pas pu être utilisé puisqu'il ne s'appliquait pas à la situation des participants (« L'emploi de plusieurs personnes au travail dépend de mes réussites et défaites »). L'outil a démontré de bonnes propriétés psychométriques en termes de cohérence interne ($\alpha = 0.74$ à $\alpha = 0.90$) et son unidimensionnalité a été confirmée (Breaux, Munyon, Hochwarter et Ferris, 2009; Hall et al., 2003; Hochwarter et al., 2007; Hochwarter, Perrewé, Hall et Ferris, 2005). Le FA a été traduit en français par l'équipe de recherche suivant la même procédure que le POPAS. Dans la présente étude, l'instrument traduit de sept items présentait une bonne cohérence interne ($\alpha = 0.75$). À l'instar du PCLS, le score global est utilisé.

L'environnement de travail. Pour évaluer la validité de critère du POPAS à l'aide de la technique des groupes contrastés (Hogan, Stephenson et Parent, 2012), les participants ont été regroupés selon leur environnement de travail : les intervenants en internat et ceux en milieux naturels. Les éducateurs travaillant dans les centres de réadaptation et les foyers de groupe constituaient le groupe d'intervenants à l'interne. Les éducateurs et les agents de relations humaines travaillant au sein des familles composaient le groupe d'intervenants à l'externe.

Analyses

Structure interne et cohérence interne. Tout d'abord, la structure à quatre facteurs proposée par Loughland et al., (2009) a été mise à l'épreuve à l'aide d'analyses factorielles confirmatoires (AFC) testant la vraisemblance entre les données et le modèle en utilisant la méthode d'estimation du maximum de vraisemblance (MLR). Le modèle AFC initial (voir figure 1) a ainsi été spécifié de manière à ce que les réponses aux 15 items soient expliquées par quatre facteurs corrélés dans lesquels chaque item possédait un coefficient de saturation supérieur à 0 sur son facteur cible et un coefficient de saturation nul sur tous les autres facteurs.

À défaut de confirmer la structure factorielle de Loughland et al., (2009), la structure factorielle a été validée en utilisant l'équation structurelle exploratoire (Asparouhov & Muthén, 2009). Les modèles d'équation structurelle exploratoire sont à mi-chemin entre les analyses factorielles exploratoires et confirmatoires. À l'instar de l'analyse factorielle exploratoire, ils permettent aux items d'être corrélés sur tous les facteurs et ne sont donc pas contraints à un facteur cible comme requis par l'AFC. Ils fournissent également la valeur des erreurs pour tous les paramètres de sorte que leur signification statistique puisse être testée. De plus, ils incluent la corrélation résiduelle entre les items et produisent des indices d'ajustement et les tests statistiques tout comme l'AFC. La rotation *Geomin*, une rotation oblique, a été utilisée (pour plus d'information sur les rotations obliques, voir Browne, 2001). L'équation structurelle exploratoire, plus souple que l'AFC, est une procédure

reconnue afin de valider la structure factorielle d'un instrument à plusieurs items (Asparouhov et Muthén, 2009; Kline, 2015; Morin, Marsh et Nagengast, 2013).

Mundfrom, Shaw et Ke (2005) recommandent un $n = 240$ et un $n = 700$ pour un "bon" et un "excellent" niveau d'adéquation, respectivement, pour une solution à 4 facteurs avec un ratio variables et facteurs de 4 (15:4) et un patron de communauté "étendu" (entre 0,2 et 0,8). Selon ces critères, le $n = 310$ dans la présente étude constitue, *de facto*, une taille d'échantillon suffisante pour satisfaire l'adéquation entre la solution factorielle et la structure de la population.

Le logiciel R (bibliothèque Lavaan; Roseel, 2012) a été utilisé pour effectuer l'analyse factorielle confirmatoire et le logiciel Mplus a été utilisé pour estimer le modèle d'équations structurelles exploratoires. Plusieurs indices d'ajustement (*fit*) ont été utilisés afin de valider l'adéquation entre le modèle et les données tel que recommandé par West, Taylor et Wu (2012). Les indices correspondaient aux normes habituellement requises pour ce genre de modèle; TLI et CFI > .95 (Hu et Bentler, 1999), borne supérieure du RMSEA < .08 avec son intervalle de confiance de 90 % (Steiger, 2007) et SRMR < .05 (Hu et Bentler, 1999). La cohérence interne des facteurs retenus a été testée par un alpha de Cronbach calculé à l'aide du logiciel R (bibliothèque Psych; Revelle, 2015).

Validité convergente, divergente et de critère. Des corrélations de Pearson entre les scores factoriels des facteurs du POPAS et le score total du PLCS ont été effectuées afin de tester la validité convergente de la solution obtenue du POPAS. Cette procédure a été reproduite avec le nombre de jours d'absence causé par la violence au travail (item 16) afin de corroborer la validité convergente. Puisque l'item 16 affichait une distribution asymétrique négative, le logarithme de cet item fut utilisé. Pour tester la validité divergente, des corrélations de Pearson entre les scores factoriels des facteurs du POPAS et le score total au FA ont été effectuées. Des tests-t ont également été utilisés afin d'évaluer si les scores totaux aux facteurs POPAS différaient en fonction de l'environnement de travail (interne c. externe), corroborant ainsi la validité de critère de l'outil. Afin de réduire les possibilités d'erreur de type II, tous ces tests statistiques ont été refaits sur l'échantillon scindé en deux de façon aléatoire. Le seuil de signification adopté dans cet article est $p < .05$.

Résultats

Caractéristiques de l'échantillon

Sur 310 participants, 84,5 % sont des femmes ($n = 262$), la moyenne d'âge étant de 35,8 ans (ÉT = 9,8), le nombre moyen d'années d'expérience en protection de la jeunesse est de 9,8 ans (ÉT = 7,8) et 67,3 % des participants travaillent à temps plein. Quant au milieu de travail, 46,5 % œuvrent à l'interne tandis que 53,5 % sont à l'externe. Le tableau 1 présente les moyennes, les écarts-types et la distribution des 16 items du POPAS. Pour le PCLS, la moyenne est de 24,1 (ÉT = 7,9. Pour le FA, la moyenne est de 22,0 (ÉT = 5,1).

Tableau 1. Analyse descriptive des items du POPAS

Item	Moy	ET	% sur échelle Likert				
			1	2	3	4	5
1. Violence verbale indirecte	3.91	1.01	1.0	8.4	24.2	30.3	36.1
2. Menace Verbale	2.26	1.17	31.0	33.2	19.7	10.6	5.5
3. Humiliation	2.65	1.13	16.8	30.0	32.9	12.6	7.7
4. Provocation	2.91	1.19	17.1	23.9	23.2	22.6	13.2
5. Passif-agressif	4.07	0.92	1.3	6.1	17.1	39.4	37.4
6. Intimidation physique	2.10	1.10	34.2	37.4	16.8	6.8	4.8
7. Violence sur le matériel	2.57	1.37	30.0	23.2	17.7	18.1	11.0
8. Violence physique mineure	1.63	1.03	63.5	22.3	5.8	4.8	3.5
9. Violence physique grave	1.07	0.32	94.8	3.9	1.0	0.3	0.0
10. Automutilation mineure	2.07	1.08	39.7	26.5	22.3	10.0	1.6
11. Automutilation grave	1.43	0.75	69.4	21.6	6.5	1.9	0.6
12. Tentative de suicide	1.42	0.64	64.2	30.3	4.2	1.3	0.0
13. Suicide	1.09	0.28	91.3	8.7	0.0	0.0	0.0
14. Harcèlement sexuel	1.32	0.65	75.5	19.0	3.5	1.6	0.3
15. Agression sexuelle	1.02	0.19	98.4	1.0	0.6	0.0	0.0
16. Jour d'absence	3.10	22.11			---		

Note : n = 310

La structure interne

La figure 1 illustre l'AFC de la structure à 4 facteurs du POPAS proposé par Loughland et al (2009). En se fiant aux balises de Hu et Bentler (1999) et de Steiger (2007), les résultats des différents tests de mesure de vraisemblance suggèrent que ce modèle est insatisfaisant (CFI = ,35; TLI = ,20; RMSEA = ,18; SRMR = 2,52).

La figure 2 illustre l'équation structurelle exploratoire. Les résultats des différents tests de mesure de vraisemblance suggèrent que ce modèle est satisfaisant (CFI = ,97; TLI = ,95; RMSEA = ,05; SRMR = ,03). Il est à noter que les items 13 (suicide) et 15 (agression sexuelle) ont été exclus de ce modèle puisque leur variance était presque nulle (voir tableau 1). Ainsi, la structure retenue comporte trois facteurs : « violence verbale », « violence physique » et « violence envers soi-même ». Le facteur « violence verbale » regroupe les items 1 à 5 et l'item 14 et explique 32,0 % de la variance du construit. Le facteur « violence physique » regroupe les items 6 à 9 et explique 36,8 % de la variance. Finalement, le facteur « violence envers soi-même » est composé des items 10 à 12 et explique 29,6 % de la variance du construit. L'item « tentative de suicide » n'est pas significatif et possède un coefficient de saturation faible dû à de faibles variance et occurrence.

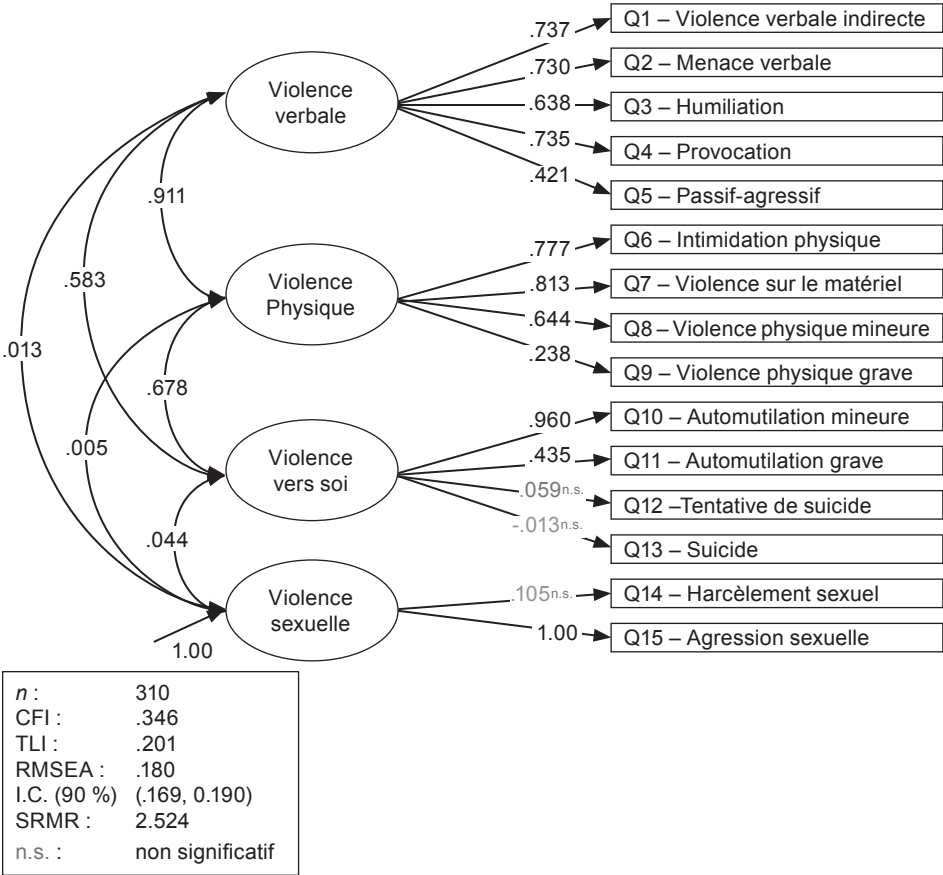


Figure 1. Résultats de l'analyse factorielle confirmatoire du POPAS à 4 facteurs comme proposé par Loughland et al., (2009).

La cohérence interne

Le facteur « violence verbale » affiche une bonne cohérence interne ($\alpha = 0,79$) en se référant au seuil proposé par George et Mallery (2003). Le facteur « violence physique » affiche également une bonne cohérence interne ($\alpha = 0,73$). Le facteur « violence envers soi-même » n'affiche pas une bonne cohérence interne ($\alpha = 0,47$).

La validité convergente

Les corrélations de Pearson sont modérées entre les facteurs « violence verbale » et « violence physique » du POPAS et le score au PCLS ($r_{verbale} = 0,45$, $p < ,001$; $r_{physique} = 0,47$, $p < ,001$) en se référant aux seuils sur la taille de l'effet émis par Cohen (1992). Les corrélations des échantillons scindés aléatoirement pour ces deux facteurs et le PCLS vont de modérées à fortes (voir tableau 2). La corrélation entre le facteur « violence envers soi-même » et le PCLS n'est pas significative

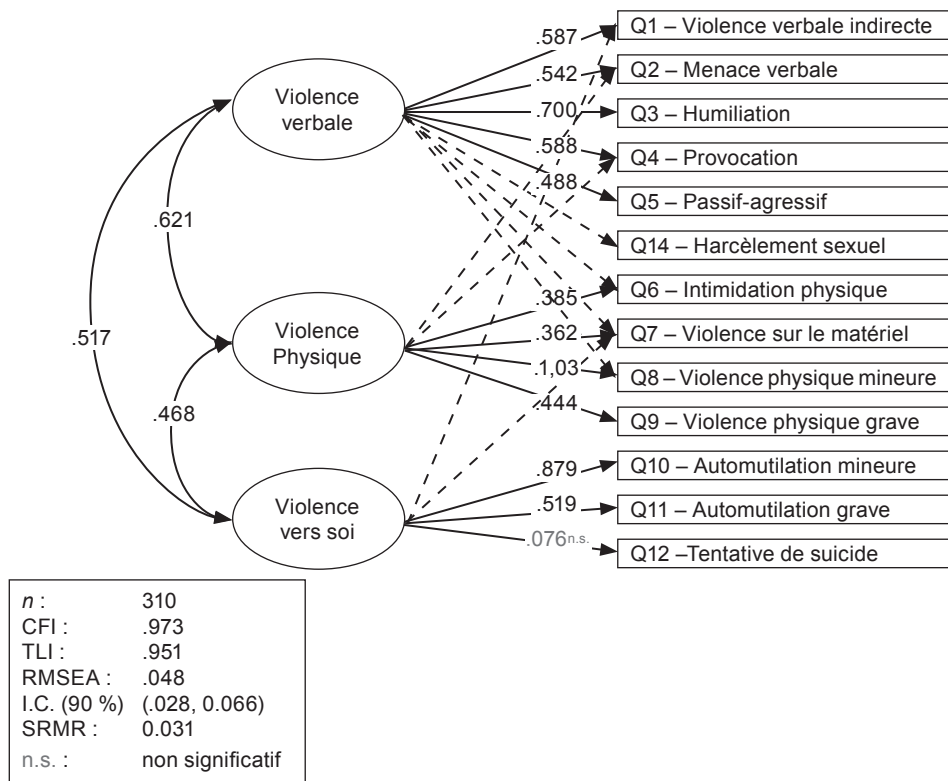


Figure 2. Résultats de l'équation structurelle exploratoire du POPAS

Tableau 2. Corrélations de Pearson entre le POPAS et le PCL et entre le POPAS et le FA et entre le POPAS et l'item « nombres journées d'absence du travail à cause de l'exposition à la violence ».

Échantillon	PLC	FA	Absentéisme
1. Complet			
a. Violence verbale	0.45***	0.01	0.27***
b. Violence physique	0.47***	-0.06	0.28***
c. Violence envers soi-même	0.14	-0.01	0.12*
2. Demi aléatoire 1			
a. Violence verbale	0.50**	0.03	0.36***
b. Violence physique	0.57***	-0.03	0.43***
c. Violence envers soi-même	0.06	0.05	0.15
3. Demi aléatoire 2			
a. Violence verbale	0.36*	0.01	0.24**
b. Violence physique	0.34*	-0.10	0.23*
c. Violence envers soi-même	0.20	-0.06	0.05

Notes. n de l'échantillon complet = 310, n des demis échantillons = (155,155).; * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$.

ni dans l'échantillon complet, ni dans les demis échantillons. En somme, plus les participants étaient exposés à la violence verbale et physique au travail, plus leur score au PCLS est élevé.

Les corrélations de Pearson sont faibles entre les facteurs « violence verbale » et « violence physique » du POPAS et le nombre de jours d'arrêt de travail dû à l'exposition à la violence ($r_{verbale} = 0,27, p < ,001$; $r_{physique} = 0,28, p < ,001$; $r_{envers\ soi-m\^eme} = 0,12, p < ,05$). Les corrélations entre les facteurs « violence verbale » et « violence physique » et le nombre de jours d'absence dans les échantillons scindés aléatoirement en deux vont de faible à modérée (voir tableau 2). Les corrélations entre le facteur « violence envers soi-même » et le nombre de jours d'absence ne sont pas statistiquement significatives. En somme, plus les participants étaient exposés à la violence verbale et physique, plus le nombre de jours d'absence causé par cette exposition était élevé.

La validité divergente

Les corrélations de Pearson entre les facteurs retenus du POPAS et le FA sont statistiquement non significatives (voir tableau 2). Ceci s'applique également pour les échantillons scindés en deux. Bref, il n'existe pas de lien entre les scores obtenus au POPAS et le sentiment d'imputabilité.

La validité de critère

Le tableau 3 illustre les résultats des tests t comparant les moyennes aux scores totaux des facteurs retenus du POPAS des intervenants à l'interne et à l'externe. Les résultats indiquent que les travailleurs à l'interne rapportent davantage d'expositions à la violence au travail que les travailleurs à l'externe, et ce, pour les trois facteurs. De plus, la taille d'effet de ces corrélations était forte ($d_{verbale} = 1,59$; $d_{physique} = 1,67$; $d_{envers\ soi-m\^eme} = 1,68$). Les résultats sont similaires pour les échantillons scindés en deux de façon aléatoire.

Discussion

L'objectif de la présente étude était d'examiner la validité de construit d'une version française du POPAS au sein d'un échantillon représentatif d'intervenants à la protection de la jeunesse. Rappelons que la validité de construit était envisagée comme une forme unifiée de validité nécessitant l'intégration des différentes sources d'information complémentaires (Hubley et Zumbo, 2013; Messick, 1989; Messick, 1995). Une AFC du POPAS n'a pas réussi à confirmer la structure à 4 facteurs proposée par Loughland et al. (2009). Toutefois, une équation structurelle exploratoire, moins contraignante que l'AFC, a permis de valider une structure à 3 facteurs (« violence verbale », « violence physique » et « violence envers soi-même ») s'apparentant à celle de Loughland et al. (2009). Les facteurs « violence verbale » et « violence physique » affichent une cohérence interne satisfaisante ce qui n'est pas le cas du facteur « violence envers soi-même ». Les facteurs « violence verbale » et « violence physique » convergent avec les résultats obtenus au PCLS et avec le nombre de jours d'arrêt de travail causé par la violence alors que le

Tableau 3. Relation entre l'environnement de travail et le score total des facteurs du POPAS des participants

Échantillon	Interne		Externe		df	t	p
	M	SD	M	SD			
1. Complet							
a. Violence verbale	19.81	3.90	14.81	3.36	308.00	12.14	<.001
b. Violence physique	9.66	2.82	5.38	1.49	210.26	16.36	<.001
c. Violence envers soi-même	5.78	1.68	4.19	1.48	287.24	8.84	<.001
2. Demi aléatoire 1							
a. Violence verbale	20.10	3.95	14.67	3.13	153.00	9.47	<.001
b. Violence physique	9.58	2.93	5.21	1.14	101.61	12.32	<.001
c. Violence envers soi-même	5.72	1.66	4.07	1.14	138.13	7.26	<.001
3. Demi aléatoire 2							
a. Violence verbale	19.46	3.85	14.92	3.56	153.00	7.58	<.001
b. Violence physique	9.75	2.69	5.52	1.73	101.53	11.14	<.001
c. Violence envers soi-même	5.86	1.70	4.29	1.71	153.00	5.66	<.001

Notes. *n* de l'échantillon complet = 310, *n* des demis échantillons aléatoires = (155,155).

facteur « violence envers soi » ne converge pas. Les trois facteurs de la solution retenue du POPAS divergent du score obtenu au FA. Finalement, l'environnement de travail (c.-à-d. critère externe) affecte les résultats aux 3 facteurs. En somme, ces résultats appuient la validité de construit de la solution retenue du POPAS. Toutefois, plusieurs nuances doivent être soulignées afin de guider les futures recherches et l'utilisation de la version française canadienne du POPAS.

Structure et cohérence interne

L'équation structurelle exploratoire a permis de valider une structure à 3 facteurs respectant en grande partie la composition des facteurs de Loughland et al. (2009) soutenant ainsi la validité de construit du POPAS. Toutefois, les items « suicide » et « agression sexuelle » (items 13 et 15) ont dû être exclus du modèle retenu. Déjà problématique dans l'AFC (coefficient de saturation <.30; Tabachnick & Fidell, 2001), la variance quasi nulle de ces items suggérait au plan statistique un retrait du modèle. Au plan empirique, bien que les auteurs du POPAS aient souhaité mesurer cette exposition à ces types de violence, le retrait de ces items est préférable pour les analyses factorielles. D'un côté, les données de la CNESST (2016) rapportent que moins de 2 % des lésions attribuables à la violence au travail sont dues à des agressions sexuelles pour la période 2011-2014, tandis qu'aucun cas n'est attribuable à l'exposition à un suicide. De l'autre côté, dans leurs études sur la violence vécue par le personnel des milieux de la santé et des services sociaux, Ryan et Maguire (2006) et Maguire et Ryan (2007) rapportaient que moins de 9 % de ces travailleurs étaient exposés à des agressions sexuelles et que moins de 6 % étaient exposés à des suicides. Ces types de violence sont

donc des événements rares en milieu de travail. Les conserver dans un modèle final du POPAS affecterait à la baisse les scores obtenus aux différents facteurs et minimiserait ainsi l'exposition plus fréquente à d'autres types de violence. Il a donc été décidé de ne pas les inclure dans la structure factorielle à valider.

Une des conséquences du retrait de l'item « agression sexuelle » sur le modèle proposé par Loughland et al. (2009) est la dissolution du facteur « violence sexuelle ». Celui-ci était constitué de deux facteurs, soit « harcèlement sexuel » et « agression sexuelle ». Néanmoins, la structure factorielle retenue par l'équation structurelle exploratoire a permis de réorienter l'item « harcèlement sexuel » dans le facteur « violence verbale ». Au plan conceptuel, ce regroupement semble également indiqué. En effet, l'examen des définitions opératoires des items 1 à 5 et 14 révèlent que ces items traitent de « gestes » et des « paroles » pouvant lésés ou menacés un travailleur. Cette analyse devrait par contre être approfondie par un panel d'experts qui permettrait d'évaluer la validité de contenu des trois facteurs. Ainsi, il serait peut-être plus approprié de parler de « violence psychologique » que de « violence verbale ». Selon l'Organisation internationale du travail (2003), la violence psychologique réfère à tous gestes, paroles ou comportements abusifs ainsi qu'à toutes formes d'harcèlement à l'endroit d'un travailleur.

Bien que possédant de faibles variance et occurrence, l'item « tentative de suicide » a été conservé dans le modèle retenu. L'exposition à des tentatives de suicide au travail dans le milieu de la Santé et des Services Sociaux est un phénomène tout de même relativement fréquent (CNESST, 2016; Maguire & Ryan, 2007; Ryan & Maguire, 2006). De plus, cet item est regroupé avec deux autres facteurs qui ont de faibles variance et occurrence. L'inclusion du calcul dans le score total au facteur « violence envers soi-même » ne sera probablement pas affecté par cet item. Une pondération des items pourrait éventuellement amoindrir ce problème.

Quant à la cohérence interne, les facteurs « violence verbale » et « violence physique » respectent le seuil de $\alpha > 0,70$ proposé par George et Mallery (2003). Le facteur « violence envers soi-même » ne respecte pas ce seuil. Ainsi, l'utilisation des scores totaux des facteurs « violence verbale » et « violence physique » sont indiqués tandis que celui du facteur « violence vers soi » doit être utilisé avec précaution. En effet, l'alpha de Cronbach du facteur « violence vers soi » suggère que les items ne mesurent pas la même chose. Il serait ainsi plus conservateur d'utiliser les items séparément et non comme une mesure commune.

Validité convergente et divergente

Les relations statistiquement significatives entre les facteurs « violence verbale » et « violence physique » et le PCLS sont cohérentes avec les liens attendus entre l'exposition à la violence au travail et l'ÉSPT. En effet, plusieurs études ont trouvé des relations significatives entre l'exposition à la violence au travail et l'ÉSPT (Lancôt & Guay, 2014; Panos, Panos & Dule, 2004; Richter & Berger, 2006; Wykes & Whittington, 1998). Selon la revue systématique menée par Lancôt et Guay (2014), 5 à 32 % des travailleurs de la santé exposés à la violence au travail rencontreraient les critères diagnostiques de l'ÉSPT. Dans une étude

menée auprès du personnel du milieu de la santé en Allemagne mesurant les liens entre l'exposition à la violence et l'ÉSPT (mesuré avec le PCLS), Richter et Berger (2006) rapportent que 9 % des participants rencontraient les critères diagnostiques de l'ÉSPT, et ce, six mois après leur victimisation.

À l'inverse, le facteur « violence envers soi-même » ne converge pas avec le PCLS. Ceci diffère de la définition du trouble par l'*American Psychological Association* (2013) selon laquelle l'exposition indirecte à la violence portant atteinte à l'intégrité physique d'autrui est associée à l'ÉSPT. Toutefois, rappelons que le facteur « violence envers soi-même » ne possède pas une bonne cohérence interne. Des analyses subséquentes révèlent par contre une relation statistiquement significative ($r = ,344$, $p < ,01$; $r_{demi1} = ,623$, $p < ,001$ $r_{demi2} = ,347$, $p < ,05$) entre l'item « tentative de suicide » et le PCLS. Ceci suggère d'utiliser les items référant à la violence envers soi-même séparément, plutôt que d'utiliser un score total.

Les résultats des corrélations entre les facteurs « violence verbale » et « violence physique » et le nombre de jours d'absence causé par l'exposition à la violence au travail appuient également la validité convergente de ces facteurs du POPAS. Selon la revue systématique de Lancôt et Guay (2014), les proportions de travailleurs de la santé devant s'absenter du travail à cause de la violence varie de 0,8 % à 81,4 % et le nombre de jours d'absence varie de 1 à 7 pour la majorité des travailleurs.

Bien qu'ici le facteur « violence envers soi-même » semble converger avec le nombre de jours d'absence causé par l'exposition à la violence au travail, la faible corrélation de l'échantillon complet ne s'est pas avérée statistiquement significative dans les demi-échantillons. Il est donc possible que la corrélation de l'échantillon complet soit attribuable à l'erreur de type II. Toutefois, lorsque pris séparément, l'item suicide est corrélé au nombre de jours d'absence ($r_{complet} = ,234$, $p < ,001$; $r_{demi1} = ,419$, $p < ,001$ $r_{demi2} = ,277$, $p < ,001$).

L'absence de relation statistiquement significative entre les 3 facteurs retenus et le FA appuie la validité divergente du POPAS. À notre connaissance, aucune étude n'a trouvé de corrélation entre l'exposition à la violence au travail et le sentiment d'imputabilité. En d'autres mots, ces tests permettent d'attester que le POPAS ne mesure pas le sentiment d'imputabilité au travail, renforçant ainsi sa validité de construit.

Validité de critère

Finalement, les différences des résultats obtenus aux scores totaux des trois facteurs du POPAS montrent que l'environnement de travail influence le résultat aux échelles du POPAS. Ainsi, les intervenants à l'interne sont plus exposés à la violence au travail que ceux à l'externe. Passant plus de temps en présence de la clientèle, les intervenants à l'interne sont théoriquement plus à risque d'expérimenter la violence au travail de type II puisque le temps passé avec la clientèle a été associé à une exposition accrue à la violence dans un contexte institutionnel (Gadon, Johnstone et Cooke, 2006). Cette caractéristique du POPAS illustre que l'outil est apte à différencier deux groupes contrastés appuyant ainsi la

validité de critère qui procure une preuve supplémentaire de la validité de construit de l'instrument.

Implications cliniques

Les résultats de la présente étude montrent que le POPAS dans sa version française canadienne appuie la validité de construit de cet instrument. Il semble donc approprié d'utiliser le POPAS pour évaluer la fréquence subjective d'exposition à la violence au travail de type II pour les travailleurs en protection de la jeunesse. Le POPAS pourrait ainsi être une bonne alternative aux données officielles, qui peuvent être imprécises du fait des problèmes de sous-déclaration d'incidents connus dans le secteur de la santé (Arnetz et al. 2015; Dyrkacz et al., 2012; Jonker et al., 2008). Tel que noté par Littlechild (1995) et Arnetz et al. (2015), la sous-déclaration des incidents de violence au travail nuit à la capacité des chercheurs et des organisations à évaluer la prévalence, la fréquence et la sévérité de ce phénomène. En somme, le POPAS pourrait fournir un meilleur portrait de l'étendue de la violence au travail dans les milieux de la protection de la jeunesse. Plutôt que d'établir les stratégies préventives et de soutien aux victimes en fonction des données officielles, les organisations pourraient se baser sur les résultats du POPAS afin de répondre adéquatement à ce phénomène.

Toutefois, à la lumière des résultats de l'étude, les organisations désirant utiliser le POPAS ne devraient utiliser ni un score total des 15 items, ni les 4 sous-échelles proposées par Loughland et al. (2009). Bien que l'administration du POPAS à 15 items puisse s'avérer pertinente, seuls les items 1 à 5 et 14 peuvent être additionnés pour refléter l'exposition à la violence verbale (ou psychologique), et les items 6 à 9 pour illustrer l'exposition à la violence physique. Les autres items, incluant « suicide » et « agression sexuelle », doivent être évalués séparément.

Limites connues du POPAS

Bien que cette étude appuie la validité du POPAS en tant que mesure de la violence au travail, des limites connues de cet instrument doivent être rapportées. Une limite majeure concerne la période de rappel (12 mois) qui peut générer un biais de rappel (Maguire et Ryan, 2007). Une autre limite potentielle du POPAS provient du fait que les travailleurs auto-rapportent leur expérience de violence au travail. Dépendamment de leurs perceptions, cela pourrait minimiser ou amplifier la nature, la sévérité et la fréquence des incidents de violence au travail de type II malgré les définitions et les exemples proposés.

Limites de l'étude et directions des futures recherches

Certaines limites de l'étude doivent être soulevées. D'abord, malgré l'utilisation d'un échantillon aléatoire, cet échantillon est seulement représentatif des travailleurs du Centre jeunesse de la Montérégie. Les raisons ayant poussé certains intervenants à refuser de participer à l'étude sont inconnues. De plus, comme pour tout instrument de mesure auto-rapporté, la désirabilité sociale a pu affecter la réponse aux différents items (Moorman et Podsakoff, 1992). L'étude reposant sur un devis transversal, les fluctuations dans le temps de l'instrument n'ont pu être

testées. Finalement, la version française canadienne de l'instrument utilisé afin de mesurer le sentiment d'imputabilité (FA) n'a jamais été validée. Toutefois, la version originale en anglais a montré de bonnes propriétés psychométriques comme cela a été mentionné.

Les futures recherches devraient étendre l'échantillonnage à d'autres populations d'intervenants en protection de la jeunesse afin de vérifier si l'outil est sensible à des cultures organisationnelles différentes. De plus, l'instrument devrait être validé auprès d'autres d'intervenants du milieu de la santé et des services sociaux qui pourraient être plus susceptibles de vivre des types de comportements violents pour lequel un faible taux d'occurrence a été obtenu dans le présent échantillon. La validité de convergence devrait également être testée avec un autre instrument mesurant le même construit (p. ex. Exposure to Workplace Aggression Questionnaire; Merecz, Drabek & Moscicka, 2009). Finalement, la validité de contenu devrait aussi être évaluée à l'aide d'un panel d'experts.

Références

- Aquino, K. et Thau, S. (2009). Workplace victimization: Aggression from the target's perspective. *Annual Review of Psychology*, 60, 717-741. doi:10.1146/annurev.psych.60.110707.163703
- American Psychiatric Association. (2013). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders (DSM-5®)*. Alington, VA: American Psychiatric Publications.
- Arnetz, J. E., Hamblin, L., Ager, J., Luborsky, M., Upfal, M. J., Russell, J. et Essenmacher, L. (2015). Underreporting of workplace violence comparison of self-report and actual documentation of hospital incidents. *Workplace Health & Safety*, 63(5), 200-210. doi: 10.1177/2165079915574684
- Asparouhov, T., & Muthén, B. O. (2009). Exploratory structural equation modeling. *Structural Equation Modeling*, 16, 397-438. doi: 10.1080/10705510903008204
- Barling, J., Dupré, K. E. et Kelloway, E. K. (2009). Predicting workplace aggression and violence. *Annual Review of Psychology*, 60, 671-692. doi: 10.1146/annurev.psych.60.110707.163629
- Blanchard, E. B., Jones-Alexander, J., Buckley, T. C. et Forneris, C. A. (1996). Psychometric properties of the PTSD Checklist (PCL). *Behaviour Research and Therapy*, 34(8), 669-673. doi:10.1016/0005-7967(96)00033-2
- Bo, J., Ew, I. et Oud, N. (2011). Patient aggression in psychiatric services: The experience of a sample of nurses at two psychiatric facilities in Nigeria. *African Journal of Psychiatry*, 14(2), 130-133. doi: <http://dx.doi.org/10.4314/ajpsy.v14i2.4>
- Bowers, L. (1999). A critical appraisal of violent incident measures. *Journal of Mental Health*, 8(4), 339-349. doi: 10.1080/09638239917265
- Breaux, D. M., Munyon, T. P., Hochwarter, W. A. et Ferris, G. R. (2009). Politics as a moderator of the accountability—job satisfaction relationship: Evidence across three studies. *Journal of Management*, 35(2), 307-326. doi: 10.1177/0149206308318621
- Browne, M. W. (2001). An overview of analytic rotation in exploratory factor analysis. *Multivariate Behavioral Research*, 36(1), 111-150. doi: 10.1207/S15327906MBR3601_05
- Brislin, R. W. (1980). Translation and content analysis of oral and written material. *Handbook of Cross-Cultural psychology*, 2(2), 349-444.
- Brown, V. M., Loh, J. M. et Marsh, N. V. (2012). Moderators of Workplace Aggression:

- The Influences of Social Support and Training. *The Australian and New Zealand Journal of Organisational Psychology*, 5, p.32-42. doi:10.1017/orp.2012.4
- Cohen, J. (1992). A power primer. *Psychological Bulletin*, 112(1), 155-159. <http://dx.doi.org/10.1037/0033-2909.112.1.155>
- Commission des Normes, de l'Équité, de la Santé et de la Sécurité au travail du Québec, (2016). *Statistiques sur les lésions attribuables au stress en milieu de travail; 2011-2014*. Québec, Canada : Bibliothèque nationale du Québec: Ca
- Cronbach, L. J. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika*, 16(3), 297-334. doi: 10.1007/BF02310555
- Dale, N., Baker, A., Anastasio, E. et Purcell, J. (2006). Characteristics of children in residential treatment in New York State. *Child Welfare*, 86(1), 5-27.
- Dyrkacz, A. P., Mak, L. Y. et Heck, C. S. (2012). Work-related injuries in Canadian occupational therapy practice. *Canadian Journal of Occupational Therapy*, 79(4), 237-247. Doi:10.2182/cjot.2012.79.4.5
- Forbes, D., Creamer, M. et Biddle, D. (2001). The validity of the PTSD checklist as a measure of symptomatic change in combat-related PTSD. *Behaviour Research and Therapy*, 39(8), 977-986. doi:10.1016/S0005-7967(00)00084-X
- Gadon, L., Johnstone, L. et Cooke, D. (2006). Situational variables and institutional violence: A systematic review of the literature. *Clinical Psychology Review*, 26(5), 515-534. doi:10.1016/j.cpr.2006.02.002
- Gale, C., Hannah, A., Swain, N., Gray, A., Coverdale, J. et Oud, N. (2009). Patient aggression perceived by community support workers. *Australian Psychiatry*, 17(6), 497-501. doi:0.1080/10398560903287516
- Gates, D. M., Gillespie, G. L. et Succop, P. (2011). Violence against nurses and its impact on stress and productivity. *Nursing Economics*, 29(2), 59-66.
- Geisinger K.F., Bracken B.A., Carlson J.F., Hansen J.I.C., Kuncel N.R., et al., eds. (2013). *APA Handbook of Testing and Assessment in Psychology*, Vol. 1: *Test Theory and Testing and Assessment in Industrial and Organizational Psychology*. Washington, DC: American Psychological Association. 711p.
- Geoffrion, S. et Ouellet, F. (2013). Quand la réadaptation blesse? Éducateurs victimes de violence. *Criminologie* 46 (2), 245-289. doi: 10.7202/1020996ar
- Geoffrion, S., Lanctôt, N., Marchand, A., Boyer, R. et Guay, S. (2015). Predictors of trivialization of workplace violence among healthcare workers and law enforcers. *Journal of Threat Assessment and Management*, 2(3,4), 195-213. <http://dx.doi.org/10.1037/tam0000048>
- George, D. et Mallery, P. (2003). *SPSS for Windows Steps by Steps: A Simple Guide and Reference 11.0 update*. Boston, MA: Allyn & Bacon.
- Hall, A. T., Frink, D. D., Ferris, G., Hochwarter, W., Kacmar, C. et Bowen, M. (2003). Accountability in human resources management. Dans C.A. Schriesheim & L.L. Neider (dir.), *New Directions in Human Resource Management* (pp.29-63). Greenwich, CT: Information Age Publishing.
- Harris, B. et Leather, P. (2011). Levels and consequences of exposure to service user violence: Evidence from a sample of UK social care staff. *British Journal of Social Work*. Published online. doi:10.1093/bjsw/bcr128
- Hochwarter, W. A., Kacmar, C. et Ferris, G. (2003). *Accountability at work: An examination of antecedents and consequences*. Paper presented at the annual meeting of the Society of Industrial and Organizational Psychology, Orlando, FL.
- Hochwarter, W. A., Perrewé, P. L., Hall, A. T. et Ferris, G. R. (2005). Negative affectivity as a moderator of the form

- and magnitude of the relationship between felt accountability and job tension. *Journal of Organizational Behavior*, 26(5), 517-534. doi: 10.1002/job.324
- Hochwarter, W. A., Ferris, G. R., Gavin, M. B., Perrewé, P. L., Hall, A. T. et Frink, D. D. (2007). Political skill as neutralizer of felt accountability—job tension effects on job performance ratings: A longitudinal investigation. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 102(2), 226-239. doi:10.1016/j.obhdp.2006.09.003
- Hogan, T.P., Stephenson, R., & Parent, N. (2012). *Introduction à la psychométrie*. Montréal, QC : Chenelière Éducation.
- Hu, L. T., et Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55. doi:10.1080/10705519909540118
- Huble, A. M., & Zumbo, B. D. (2013). Psychometric characteristics of assessment procedures: An overview. In Kurt F. Geisinger (Ed.), *APA handbook of testing and assessment in psychology, Volume 1* (pp. 3–19). Washington, DC: American Psychological Association Press.
- Hurley, A. E., Scandura, T. A., Schriesheim, C. A., Brannick, M. T., Seers, A., Vandenberg, R. J., & Williams, L. J. (1997). Exploratory and confirmatory factor analysis: Guidelines, issues, and alternatives. *Journal of organizational behavior*, 18(6), 667-683.
- Hutchings, D., Lundrigan, E., Mathews, M., Lynch, A. et Goosney, J. (2011). Keeping community health care workers safe. *Home Health Care Management & Practice*, 23(1), 27-35. doi: 10.1177/1084822309360383
- Isaksson, U., Åström, S. et Graneheim, U. H. (2008). Violence in nursing homes: perceptions of female caregivers. *Journal of Clinical Nursing*, 17(12), 1660-1666. doi:10.1111/j.1365-2702.2007.02196.x
- James, B., Isa, E. et Oud, N. (2011). Patient aggression in psychiatric services: the experience of a sample of nurses at two psychiatric facilities in Nigeria. *African Journal of Psychiatry*, 14, 130-133. doi:10.4314/ajpsy.v14i2.4
- Jayarathne, S., Croxton, T. et Mattison, D. (2004). A national survey of violence in the practice of social work. *Families in Society: The Journal of Contemporary Social Services*, 85(4), 445-453. doi:10.1606/1044-3894.1833
- Jonker, E., Goossens, P., Steenhuis, I. et Oud, N. (2008). Patient aggression in clinical psychiatry: perceptions of mental health nurses. *Journal of Psychiatric and Mental Health Nursing*, 15(6), 492-499. doi: 10.1111/j.1365-2850.2008.01261.x
- Kline, R. B. (2015). *Principles and practice of structural equation modeling*. New York, NY: Guilford Press.
- Koritsas, S., Coles, J. et Boyle, M. (2010). Workplace violence towards social workers: The Australian experience. *British Journal of Social Work*, 40(1), 257-271. doi: 10.1093/bjsw/bcn134
- Lancôt, N. et Guay, S. (2014). The aftermath of workplace violence among healthcare workers: A systematic literature review of the consequences. *Aggression and Violent Behavior*, 19(5), 492-501. doi:10.1016/j.avb.2014.07.010
- LeBlanc, M. M. et Kelloway, E. K. (2002). Predictors and outcomes of workplace violence and aggression. *Journal of Applied Psychology*, 87(3), 444-453. <http://dx.doi.org/10.1037/0021-9010.87.3.444>
- Littlechild, B. (1995). Violence against social workers. *Journal of Interpersonal Violence*, 10(1), 123-130. doi: 10.1177/088626095010001009
- Littlechild, B. (2005a). The stresses arising from violence, threats and aggression against child protection social workers. *Journal of Social Work*, 5(1), 61-82. doi: 10.1177/1468017305051240

- Littlechild, B. (2005b). The nature and effects of violence against child-protection social workers: Providing effective support. *British Journal of Social Work*, 35(3), 387-401. doi: 10.1093/bjsw/bch188
- Littlechild, B., Hunt, S., Goddard, C., Cooper, J., Raynes, B., & Wild, J. (2016). The effects of violence and aggression from parents on child protection workers' personal, family, and professional lives. *Sage open*, 6(1), 1-12. doi: 10.1177/2158244015624951.
- Loughland, C. M., Lawrence, G., Allen, J., Hunter, M., Lewin, T. J., Oud, N. E. et Carr, V. J. (2009). Aggression and trauma experiences among carer-relatives of people with psychosis. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, 44(12), 1031-1040. doi:10.1007/s00127-009-0025-5
- Macdonald, G., & Sirotich, F. (2001). Reporting client violence. *Social Work*, 46(2), 107-114. doi:10.1093/sw/46.2.107
- Maguire, J. et Ryan, D. (2007). Aggression and violence in mental health services: Categorizing the experiences of Irish nurses. *Journal of Psychiatric and Mental Health Nursing*, 14(2), 120-127. doi: 10.1111/j.1365-2850.2007.01051.x
- Messick, S. (1989). Meaning and values in test validation: The science and ethics of assessment. *Educational researcher*, 18(2), 5-11. doi: 10.3102/0013189X018002005.
- Messick, S. (1995). Validity of psychological assessment: Validation of inferences from persons' responses and performances as scientific inquiry into score meaning. *American psychologist*, 50(9), 741. <http://psycnet.apa.org/doi/10.1037/0003-066X.50.9.741>
- Moorman, R. H., & Podsakoff, P. M. (1992). A meta-analytic review and empirical test of the potential confounding effects of social desirability response sets in organizational behaviour research. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 65(2), 131-149. doi: 10.1111/j.2044-8325.1992.tb00490.x
- Merchant, J. A. et Lundell, J. A. (2001). Workplace violence intervention research workshop. *American Journal of Preventive Medicine*, 20(2), 135-140. doi: [http://dx.doi.org/10.1016/S0749-3797\(00\)00289-0](http://dx.doi.org/10.1016/S0749-3797(00)00289-0)
- Merecz, D., Drabek, M., & Mościcka, A. (2009). Aggression at the workplace—psychological consequences of abusive encounter with coworkers and clients. *International Journal of Occupational Medicine and Environmental Health*, 22(3), 243-260. doi: 10.2478/v10001-009-0027-2
- Morin, A. J. S., Marsh, H. W., & Nagengast, B. (2013). Exploratory structural equation modeling. Dans G. R. Hancock & R. O. Mueller (dir.), *Structural equation modeling: A second course* (2nd ed., pp. 395-436). Charlotte, NC: Information Age.
- Mundfrom, D.J., Shaw, D.G. & Ke, T.L. (2005). Minimum sample size recommendations for conducting factor analyses. *International Journal of Testing*, 5(2), 159-168. doi: 10.1207/s15327574ijt0502_4
- Nau, J., Dassen, T., Halfens, R., & Needham, I. (2007). Nursing students' experiences in managing patient aggression. *Nurse Education Today*, 27(8), 933-946. doi:10.1016/j.nedt.2007.01.007
- Nachreiner, N. M., Gerberich, S. G., Ryan, A. D. et McGovern, P. M. (2007). Minnesota nurses' study: Perceptions of violence and the work environment. *Industrial Health*, 45(5), 672-678. <http://dx.doi.org/10.2486/indhealth.45.672>
- Nijman, H., Bowers, L., Oud, N. et Jansen, G. (2005). Psychiatric nurses' experiences with inpatient aggression. *Aggressive Behavior*, 31(3), 217-227. doi:10.1002/ab.20038
- Nijman, H., Muris, P., Merckelbach, H. L., Palmstierna, T., Wistedt, B., Vos, A., van Rixtel, A. et Allertz, W. (1999). The staff observation aggression scale-revised (SOAS-R). *Aggressive Behavior*, 25(3), 197-209. doi: 10.1002/(SICI)1098-2337(1999)25:3<197::AID-AB4>3.0.CO;2-C

- Organisation internationale du travail. (2003). *Recueil de directives pratiques sur la violence au travail dans le secteur des services et mesures visant à combattre ce phénomène*. Genève.
- Oud, N. (2001). POPAS Ervaringen van psychiatrische hulpverleners met agressief gedrag (Internal report). 1-15.
- Panos, A., Panos, P., & Dulle, P. (2007). A 10-year clinical case study to an incident of workplace violence. *Journal of Emotional Abuse*, 4(3-4), 23-47. doi:10.1300/J135v04n03_03
- Pawlin, S. (2008). Reporting violence: the introduction to an emergency department of a new recording tool has increased the frequency of reports of abusive incidents and revealed why some staff do not report abuse by patients. *Emergency Nurse*, 16(4), 16-22.
- Pich, J., Hazelton, M., Sundin, D. et Kable, A. (2011). Patient-related violence at triage: A qualitative descriptive study. *International Emergency Nursing*, 19(1), 12-19. doi: 10.1016/j.ienj.2009.11.007
- Piquero, N. L., Piquero, A. R., Craig, J. M. et Clipper, S. J. (2013). Assessing research on workplace violence, 2000–2012. *Aggression and Violent Behavior*, 18(3), 383-394. doi: 10.1016/j.avb.2013.03.001
- Revelle, W. (2015) psych: *Procedures for Personality and Psychological Research*. Northwestern University, Evanston, Illinois. <http://CRAN.R-project.org/package=psych> Version = 1.5.8.
- Richter, D., & Berger, K. (2006). Post-traumatic stress disorder following patient assaults among staff members of mental health hospitals: A prospective longitudinal study. *Biomed Central Psychiatry*, 6(15), 1-4. doi:10.1186/1471-244X-6-15
- Ringstad, R. (2005). Conflict in the workplace: Social workers as victims and perpetrators. *Social work*, 50(4), 305-313. doi: 10.1093/sw/50.4.305
- Ringstad, R. (2009). CPS: Client violence and client victims. *Child welfare*, 88(3), 127-144.
- Rosseel, Y. (2012). lavaan: An R package for structural equation modeling. *Journal of Statistical Software*, 48(2), 1-36. URL <http://www.jstatsoft.org/v48/i02/>.
- Ruggiero, K. J., Del Ben, K., Scotti, J. R. et Rabalais, A. E. (2003). Psychometric properties of the PTSD Checklist—Civilian version. *Journal of Traumatic Stress*, 16(5), 495-502.
- Ryan, D., & Maguire, J. (2006). Aggression and violence—a problem in Irish Accident and Emergency departments? *Journal of Nursing Management*, 14(2), 106-115. doi: 11/j.1365-2934.2006.00571.x
- Shin, J. (2011). Client violence and its negative impacts on work attitude of child protection workers compared to community service workers. *Journal of Interpersonal Violence*, 26(16), 3338-3360. doi:10.1177/0886260510393002
- Steiger, J. H. (2007). Understanding the limitations of global fit assessment in structural equation modeling. *Personality and Individual Differences*, 42(5), 893-898. doi:10.1016/j.paid.2006.09.017
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2001). *Using Multivariate Statistics*. Boston, MA: Allyn and Bacon.
- Taylor, J. L. et Rew, L. (2011). A systematic review of the literature: workplace violence in the emergency department. *Journal of Clinical Nursing*, 20(7-8), 1072-1085. doi: 10.1111/j.1365-2702.2010.03342.x
- Ventureyra, V., Yao, S.N., Cottraux, J., Note, I. et Mey-Guillard, D. (2001). The validation of the Posttraumatic Stress Disorder Checklist Scale in posttraumatic stress disorder and nonclinical subjects. *Psychotherapy and Psychosomatics*, 71(1), 47-53. doi:10.1159/000049343

- Weathers, F. W., Litz, B. T., Herman, D. S., Huska, J. A. et Keane, T. M. (1993). *The PTSD Checklist (PCL): Reliability, validity, and diagnostic utility*. Paper presented at the Annual Convention of the International Society for Traumatic Stress Studies.
- West, S. G., Taylor, A. B., & Wu, W. (2012). Model fit and model selection in structural equation modeling. nsas R. H. Hoyle (dir.), *Handbook of structural equation modeling* (pp. 209- 231). New York, NY: Guilford.
- Wykes, T., & Whittington, R. (1998). Prevalence and predictors of early traumatic stress reactions in assaulted psychiatric nurses. *The Journal of Forensic Psychiatry*, 9(3), 643-658. doi:10.1080/09585189808405379

Annexe 1. Échelle de perception de la prévalence des incidents d'agression (POPAS) version française canadienne.

Les questions suivantes portent sur votre exposition à la violence dans le cadre de votre travail d'aidant. Cette section traite uniquement des comportements d'agression de votre clientèle; elle exclue la violence commise entre collègue ou par votre supérieur.

1. Violence verbale indirecte

Exemple : client émettant des bruits forts, criant, jurant, proférant des insultes, sans toutefois être perçu comme une menace claire par vous.

a. Dans quelle mesure avez-vous été confronté à des comportements de violence verbale indirecte dans le cadre de votre travail au cours des 12 derniers mois?

- ☐ Jamais
- ☐ Rarement
- ☐ Parfois
- ☐ Souvent
- ☐ Très souvent

b. Quel serait le nombre estimé de ces incidents au cours de la dernière année? _____

2. Menaces verbales

Exemple : paroles de vos clients menaçants votre intégrité physique, menaces verbales claires de représailles envers vous ou vos proches, description de comment il vous ferait mal, tout ceci perçu par vous comme effrayant, menaçant et pouvant provoquer une détresse émotionnelle.

a. Dans quelle mesure avez-vous été confronté à des menaces dans le cadre de votre travail au cours des 12 derniers mois?

- ☐ Jamais
- ☐ Rarement
- ☐ Parfois
- ☐ Souvent
- ☐ Très souvent

b. Quel serait le nombre estimé de ces incidents au cours de la dernière année? _____

3. Comportements d'humiliation

Exemple : gestes ou paroles de vos clients portant atteinte à votre estime de vous-mêmes, dénigrement, injure, arrogance, qui provoque un sentiment d'humiliation

a. Dans quelle mesure avez-vous été confronté à des comportements d'humiliation dans le cadre de votre travail au cours des 12 derniers mois?

- ☐ Jamais
- ☐ Rarement
- ☐ Parfois
- ☐ Souvent
- ☐ Très souvent

b. Quel serait le nombre estimé de ces incidents au cours de la dernière année? _____

4. Comportements de provocation

Exemple : gestes ou paroles de vos clients visant à vous provoquer, à vous inciter, à vous mettre au défi, qui suscitent une réaction;

a. Dans quelle mesure avez-vous été confronté à des comportements de provocation dans le cadre de votre travail au cours des 12 derniers mois?

- ☐ Jamais
- ☐ Rarement
- ☐ Parfois
- ☐ Souvent
- ☐ Très souvent

b. Quel serait le nombre estimé de ces incidents au cours de la dernière année? _____

5. Comportement passif-agressif

Exemple : la paresse, le refus de prendre des responsabilités, le fait d'oublier des rendez-vous, des engagements, ou d'arriver continuellement en retard, le fait de formuler des paroles ou des insinuations désagréables, puis prétendre que ces paroles ou insinuations ont été mal interprétées, et nier toute arrière-pensée, le fait de se plaindre, le fait d'extérioriser des sentiments de façon non-verbale (par exemple en claquant une porte, ou en jetant un objet), puis de nier les sentiments que ce comportement peut légitimement évoquer (par exemple la colère);

a. Dans quelle mesure avez-vous été confronté à des comportements de type passif-agressif dans le cadre de votre travail au cours des 12 derniers mois?

- ☐ Jamais
- ☐ Rarement
- ☐ Parfois
- ☐ Souvent
- ☐ Très souvent

b. Quel serait le nombre estimé de ces incidents au cours de la dernière année? _____

6. Comportements d'intimidation physique

Exemple : client vous fixant en serrant les poings, vous bloquant le chemin, adoptant une posture défiante, vous coinçant dans un endroit sans issue, le tout sans contact physique et perçu comme une menace à votre intégrité physique;

- a. Dans quelle mesure avez-vous été confronté à des comportements d'intimidation physique dans le cadre de votre travail au cours des 12 derniers mois?

- ☐ Jamais
- ☐ Rarement
- ☐ Parfois
- ☐ Souvent
- ☐ Très souvent

- b. Quel serait le nombre estimé de ces incidents au cours de la dernière année? _____

7. Comportements agressifs destructeurs envers le matériel

Exemple : vandalisme, destruction des biens d'autrui, destructions de biens personnels, bris de matériel lors de crise de colère;

- a. Dans quelle mesure avez-vous été confronté à des comportements agressifs destructeurs dans le cadre de votre travail au cours des 12 derniers mois?

- ☐ Jamais
- ☐ Rarement
- ☐ Parfois
- ☐ Souvent
- ☐ Très souvent

- b. Quel serait le nombre estimé de ces incidents au cours de la dernière année? _____

8. Violence physique sans blessure réelle ou blessure mineure

Exemple : client vous donnant des coups de pieds, frappant, poussant, tirant les cheveux, crachant en votre direction, mordant, etc...le tout sans blessure réelle ou blessure mineure (ecchymoses, contusions, entorses, éraflures)

- a. Dans quelle mesure avez-vous été confronté à la violence physique sans blessure réelle ou blessure mineure dans le cadre de votre travail au cours des 12 derniers mois?

- ☐ Jamais
- ☐ Rarement
- ☐ Parfois
- ☐ Souvent
- ☐ Très souvent

- b. Quel serait le nombre estimé de ces incidents au cours de la dernière année? _____

9. Violence physique causant des blessures graves

Exemple : attaque d'un client causant des blessures graves (os brisés, lacérations, lésions internes, perte de dents, perte de conscience) nécessitant une intervention médicale

a. Dans quelle mesure avez-vous été confronté à la violence physique causant des blessures graves dans le cadre de votre travail au cours des 12 derniers mois?

- ☐ Jamais
- ☐ Rarement
- ☐ Parfois
- ☐ Souvent
- ☐ Très souvent

b. Quel serait le nombre estimé de ces incidents au cours de la dernière année? _____

10. Automutilation causant des lésions mineures

Exemple : client se cognant la tête contre un mur, se frappant lui-même, se tirant les cheveux, frappant les murs pour se faire mal...le tout causant des lésions mineures (coupures légère, brûlures légères)

a. Dans quelle mesure avez-vous été confronté à la violence physique causant des lésions mineures contre soi-même dans le cadre de votre travail au cours des 12 derniers mois?

- ☐ Jamais
- ☐ Rarement
- ☐ Parfois
- ☐ Souvent
- ☐ Très souvent

b. Quel serait le nombre estimé de ces incidents au cours de la dernière année? _____

11. Automutilation causant des lésions graves

Exemple : automutilation sévère causant des lacérations profondes, se brûlant avec une cigarette, se mordant au sang...le tout causant des lésions graves (brûlures sévères, lacérations, lésion interne, perte de conscience) nécessitant une intervention médicale

a. Dans quelle mesure avez-vous été confronté à la violence physique causant des lésions graves contre soi-même dans le cadre de votre travail au cours des 12 derniers mois?

- ☐ Jamais
- ☐ Rarement
- ☐ Parfois
- ☐ Souvent
- ☐ Très souvent

- b. Quel serait le nombre estimé de ces incidents au cours de la dernière année? _____

12. Tentatives de suicide

Exemple : patient avalant plusieurs comprimés, se lacérant les poignets, sautant d'un bâtiment, etc...mais ne résultant pas en un suicide.

- a. Dans quelle mesure avez-vous été confronté à des tentatives de suicide dans le cadre de votre travail au cours des 12 derniers mois?

- ☐ Jamais
- ☐ Rarement
- ☐ Parfois
- ☐ Souvent
- ☐ Très souvent

- b. Quel serait le nombre estimé de ces incidents au cours de la dernière année? _____

13. Suicide

- a. Dans quelle mesure avez-vous été confronté à des suicides dans le cadre de votre travail au cours des 12 derniers mois?

- ☐ Jamais
- ☐ Rarement
- ☐ Parfois
- ☐ Souvent
- ☐ Très souvent

- b. Quel serait le nombre estimé de ces incidents au cours de la dernière année? _____

14. Intimidation/harcèlement sexuel

Exemple : gestes obscènes, exhibitionnisme, demande verbale de contacts sexuels, remarques à caractère sexuel, être confronté à du matériel pornographique, menace d'agression sexuel

- a. Dans quelle mesure avez-vous été confronté à de l'intimidation/harcèlement sexuel dans le cadre de votre travail au cours des 12 derniers mois?

- ☐ Jamais
- ☐ Rarement
- ☐ Parfois
- ☐ Souvent
- ☐ Très souvent

- b. Quel serait le nombre estimé de ces incidents au cours de la dernière année? _____

15. Agression sexuelle

Exemple : agression dans le but d'avoir des rapports sexuels sans consentement, viol

a. Dans quelle mesure avez-vous été confronté à des comportements d'agression sexuelle dans le cadre de votre travail au cours des 12 derniers mois?

- ☐ Jamais
- ☐ Rarement
- ☐ Parfois
- ☐ Souvent
- ☐ Très souvent

b. Quel serait le nombre estimé de ces incidents au cours de la dernière année? _____

16. Absence causée par la violence au travail

Au cours des 12 derniers mois, combien de jours de travail avez-vous manqué à cause de la violence dans votre milieu de travail? _____